



中國人民大學

學報

工作论文系列

Working Paper Series

## 新型农业经营主体培育的农地“非粮化”效应考察

仇童伟 罗必良

JRUCWP2025059

2025. 09. 20

- \* 本刊编辑部将那些已通过审稿程序而处于“拟录用”状态的稿件制作成线上展示的工作论文，旨在及时传播学术研究成果而促进学术进步。编辑部还将继续与作者共同努力，修改完善论文，并在其达到刊发标准之后择期正式刊发。当然，若工作论文被发现存在严重的质量问题，则仍有可能被退稿。

# 新型农业经营主体培育的 农地“非粮化”效应考察

仇童伟 罗必良

**[摘要]** 粮食安全是国家重大战略，但旨在通过培育新型农业经营主体来发展农业适度规模经营、推动农业现代化的政策举措，却在执行中呈现拉抬农地流转价格并诱发“非粮化”倾向。本文研究结果显示，政策激励诱致的新型农业经营主体快速发育与农地流转竞争，造成了农地流转价格的上涨，从而加剧了农地“非粮化”。此外，流转价格与农地闲置存在U型关系，表明流转价格过高可能导致农业再次面临“谁来种地”的问题。进一步证据显示，新型农业经营主体间的竞争降低了农民的种粮积极性，并加剧了村庄近年“非粮化”趋势；相较于专业大户和家庭农场，农民合作社和农业企业进行“非粮化”生产的概率更大；粮食生产功能区政策缓解了新型农业经营主体培育引发的“非粮化”问题，并遏制了流转价格的上涨。当前亟须从提升农业政策协同性、激发家庭经营型主体的种粮积极性、完善农地流转价格形成机制等方面着手，牢牢守住粮食安全主动权。

**[关键词]** 新型农业经营主体；农地流转价格；农地“非粮化”；政策协同

党的二十大报告强调，要全方位夯实粮食安全根基，全面落实粮食安全党政同责，确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中。<sup>①</sup> 2024年3月，习近平总书记在湖南考察时强调，“我国有14亿多人口，粮食安全必须靠我们自己保证，中国人的饭碗应该主要装中国粮”<sup>②</sup>。要想中国人的饭碗主要装中国粮，就必须设法引导农业经营主体种粮。为此，党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》强调，“加快健全种粮农民收益保障机制……统筹建立粮食产销区省际横向利益补偿机制，在主产区利益补偿上迈出实质步伐”。2024年，国务院印发的《新一轮千亿斤粮食产能提升行动方案（2024—2030年）》提出，保障的重点措施之一是要推进粮食生产适度规模经营，大力培育新型农业经营主体，提升农业社会化服务能力。<sup>③</sup>

然而，作为中国农业现代化的重要载体，新型农业经营主体的培育旨在推动农业适度规模经

**作者：**仇童伟，南京农业大学经济管理学院教授，15150561782@163.com；罗必良（通讯作者），华南农业大学国家农业制度与发展研究院教授，luobl@scau.edu.cn。

\* 本文受国家自然科学基金青年项目“农业要素市场转型过程中的耕地撂荒研究：时空格局、形成机理与应对举措”（4240011419）资助。感谢审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。

① 习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，载《人民日报》，2022-10-26。

② 《习近平在湖南考察时强调坚持改革创新求真务实 奋力谱写中国式现代化湖南篇章》，载《人民日报》，2024-03-22。

③ 《全方位夯实国家粮食安全根基——国家发展改革委负责人就〈新一轮千亿斤粮食产能提升行动方案（2024—2030年）〉答记者问》，见新华网，<http://www.xinhuanet.com/politics/20240408/101190b39c62407796c798c3a9e35850/c.html>。

营、集约经营，并增强农业农村发展新动能，而非直接导向粮食生产。2017年中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于加快构建政策体系培育新型农业经营主体的意见》（以下简称《意见》）指出，“在坚持家庭承包经营基础上，培育从事农业生产和服务的新型农业经营主体是关系我国农业现代化的重大战略”，强调要“加大新型农业经营主体发展支持力度，针对不同主体，综合采用直接补贴、政府购买服务、定向委托、以奖代补等方式，增强补贴政策的针对性实效性”。<sup>①</sup>此外，加强基础设施建设、改善金融信贷服务、扩大保险支持范围、鼓励拓展市场营销、支持人才培养引进等一系列支持政策也被列入新型农业经营主体培育的保障举措。截至2023年，全国新型农业经营主体保持良好发展势头，质量效益稳步提高，服务带动效应持续增强。其中，纳入全国家庭农场名录管理的家庭农场近400万个，依法登记的农民专业合作社221.6万家，组建联合社1.5万家。<sup>②</sup>

然而，尽管全国有种粮家庭农场176.5万个、种粮合作社54.2万家，但仅占新型农业经营主体总数的37.5%。<sup>③</sup>CCAD数据库的数据显示，2020年从事种植业的家庭农场中有69.6%从事粮食生产，但从事种植业的农民专业合作社和农业企业中仅分别有18.4%和11.5%从事粮食生产。来自《中国农村经营管理统计年报》的数据则表明，全国流转农地“非粮化”比例常年高于40%。如果将流转入普通农户的农地扣除，那么流转入新型农业经营主体的农地的“非粮化”水平将更高。<sup>④</sup>在政策激励和成本约束过程中，新型农业经营主体很可能在利润最大化目标的驱动下进行“非粮化”生产。

农业经营主体的种植决策取决于成本收益两方面的因素。一方面，为保障国内粮食供给安全，中国政府确定了“以我为主、适度进口”的施政方针，逐步构建了以托市收储政策为核心的干预体系，实现了稳粮价、促生产、提收入、保粮安等政策目标。<sup>⑤</sup>为此，先后出台了一系列补贴政策，并取得积极成效。<sup>⑥</sup>相关研究表明，收入性补贴能够激励农户种粮，并提高粮食全要素生产率。粮食直接补贴政策同样被证明有助于粮食生产。<sup>⑦</sup>另一方面，1990—2014年，中国农业生产中物质资料和服务成本的年均增长率为12.2%，劳动力成本的年均增长率为16.9%，土地成本的年均增长率则达到24.6%。<sup>⑧</sup>尤其在农业部门与非农部门劳动生产率差距持续扩大阶段，农村劳动力大规模外出务工提高了农业劳动机会成本。<sup>⑨</sup>随着生产成本的提高，农地转入主体的“非粮化”倾向愈发明显。<sup>⑩</sup>

除了外生给定的成本收益因素，新型农业经营主体的发展及其竞争也会通过干扰农业要素市场，从而反向影响其种植决策。随着政府对新型农业经营主体实施专项补贴，可能造成新型农业经

① 《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于加快构建政策体系培育新型农业经营主体的意见〉》，见中国政府网，[https://www.gov.cn/zhengce/202203/content\\_3635267.htm](https://www.gov.cn/zhengce/202203/content_3635267.htm)。

② 《新型农业经营主体保持良好发展势头》，见农业农村部官网，[http://www.moa.gov.cn/ztl/2023fzcyj/202312/t20231219\\_6442993.htm](http://www.moa.gov.cn/ztl/2023fzcyj/202312/t20231219_6442993.htm)。

③ 《新型农业经营主体保持良好发展势头》，见农业农村部官网，[http://www.moa.gov.cn/ztl/2023fzcyj/202312/t20231219\\_6442993.htm](http://www.moa.gov.cn/ztl/2023fzcyj/202312/t20231219_6442993.htm)。

④ 《全国农村固定观察点调查数据汇编（2016—2020年）》数据显示，2020年普通农户粮食播种面积占比高达75.21%，远高于当年流转农地用于种植粮食的比例。

⑤ 杜志雄、高鸣、韩磊：《供给侧进口端变化对中国粮食安全的影响研究》，载《中国农村经济》，2021（1）；朱晶、王容博、曹历娟：《俄乌冲突下的世界粮食市场波动与中国粮食安全》，载《社会科学辑刊》，2023（1）。

⑥ 高鸣、姚志：《保障种粮农民收益：理论逻辑、关键问题与机制设计》，载《管理世界》，2022（11）。

⑦ 盖庆恩、王美知、石宝峰等：《土地比较优势、农户行为与农业生产效率——来自种植结构调整的考察》，载《经济研究》，2022（10）；高鸣、魏佳朔：《收入性补贴与粮食全要素生产率增长》，载《经济研究》，2022（12）。

⑧ 叶兴庆：《演进轨迹、困境摆脱与转变我国农业发展方式的政策选择》，载《改革》，2016（6）。

⑨ X. B. Zhang, et al. “Mechanization Outsourcing Clusters and Division of Labor in Chinese Agriculture”. *China Economic Review*, 2017, 43: 184-195.

⑩ K. Otsuka, et al. “The Future of Small Farms in Asia”. *Development Policy Review*, 2016, 34（3）, 441-461.

营主体的数量快速增长。显然，在补贴引导和地方政府“垒大户”“造盆景”的情景下，从事种植业的新型农业经营主体对农地经营权的需求必然增加。新古典经济学认为，生产要素价格由其稀缺性决定。当生产要素出现供小于求，其价格也将上涨。随着市场对农地经营权需求的增加，农地流转价格也将上涨。由此可以推测，新型农业经营主体间的竞争在诱发农地流转价格上涨的过程中，很可能通过压缩粮食经营收益，倒逼农业经营主体调整种植业结构。相关数据显示，全国农地流转平均价格从2022年初的697元/（亩·年）增至2024年第三季度的890.5元/（亩·年），增幅高达27.76%。<sup>①</sup>另据中国家庭金融调查的数据显示，农地流转价格从2015年323.85元/（亩·年）增至2021年的443.48元/（亩·年），增幅为36.94%。过高的农地流转租金不仅压缩了粮食生产经营者的利润空间，还增加了“弃田毁约”的风险，严重影响了粮食生产的稳定性与种粮积极性。<sup>②</sup>

上述证据表明，政策支持新型农业经营主体引发的市场竞争和经营成本的持续高涨很可能促使他们在利润最大化目标的约束下偏离粮食生产的决策集。特别地，农地流转的产权竞争，还可能扭曲农地流转市场，不仅诱发农地流转价格上涨，甚至是不合理的上涨态势，从而加剧粮食生产的比较劣势。因此，探讨现行政策下新型农业经营主体培育对农地“非粮化”的影响，既是回答“谁来种粮”时代命题的必要环节，又是反思农业政策不协同及其执行偏差的应有之义，还是揭示当前农地流转价格不合理上涨潜在诱因的有效途径。

本文主要工作包括：第一，利用2015—2023年中国家庭金融调查村庄数据，考察当前政策环境下新型农业经营主体培育对农地“非粮化”的影响；第二，从农地流转价格上涨视角，揭示新型农业经营主体培育何以影响农地“非粮化”，并探讨流转价格与农地“非粮化”及农地闲置的非线性关系；第三，探讨新型农业经营主体培育对农民种粮积极性的影响，及各类型经营主体培育对农地“非粮化”的差异化影响。本文主要贡献在于：第一，较早探讨了新型农业经营主体培育对种植业结构的影响，对于揭示当前新型农业经营主体培育政策的要素市场干预作用及其潜在影响具有积极的学术价值；第二，从农业经营主体竞争视角揭示农地流转价格不合理上涨的成因，为后续政策优化提供较为明确的思路；第三，相较于以往探讨“谁来种粮”主题的研究所采用的农户调查数据，本文所用村庄数据能够从整体上识别种植结构变化，避免农户调查中对于小农户、承包户、外来经营主体等存在的系统性抽样偏误，能够更为准确地识别农业经营主体行为选择对粮食生产的影响。

## 一、分析框架

探讨新型农业经营主体发展对农地“非粮化”的影响，可以追溯至农地经营规模与种植业结构的关系。已有研究认为，随着农地经营规模的扩大，农业经营主体倾向于“非粮化”生产。<sup>③</sup>当农地经营规模超过劳动力刚性约束时，卷入农业分工程度更高的大田作物就可能被选择，从而呈现“趋粮化”。<sup>④</sup>此外，农业经营主体的种植决策也与政策环境、土地用途管制、农产品市场及价格等因素紧密相关。但作为单个农业经营主体，其难以对政策性和市场性因素产生影响，故可以假定上述因素均外生给定。在此情形下，新型农业经营主体将根据自身禀赋，以及种植不同农作物的成本

<sup>①</sup> 数据来源于中国农业大学中国土地政策与法律研究中心发布的“CLPL农地市场洞察”。

<sup>②</sup> 《亭湖区：完善土地流转价格形成机制，保障农业经营稳定发展》，见盐城市亭湖区人民政府官网，[https://www.tinghu.gov.cn/art/2024/2/8/art\\_16618\\_4150055.html](https://www.tinghu.gov.cn/art/2024/2/8/art_16618_4150055.html)。

<sup>③</sup> K. Otsuka, et al. “The Future of Small Farms in Asia”. *Development Policy Review*, 2016, 34 (3), 441-461.

<sup>④</sup> 张宗毅、杜志雄：《土地流转一定会导致“非粮化”吗？——基于全国1740个种植业家庭农场监测数据的实证分析》，载《经济学动态》，2015（9）。

收益进行种植决策，以实现利润最大化。一方面，在农业要素价格既定情形下，农作物生产成本、转移性收入和产品收益等共同决定了经营者的种植决策；另一方面，在政策补贴与经营利润诱导下，新型农业经营主体间将发生竞价竞争，从而影响农业要素价格，并呈现种植决策的调整。因此，本文将依次探讨农业要素价格既定及农业要素价格内生增长情景下，新型农业经营主体的种植决策。

### 1. 农业要素价格既定情境下“政策—市场”双重约束与新型农业经营主体种植决策

与普通农户相比，从事种植业生产的新型农业经营主体具有经营规模大、以利润最大化为经营目标且资金约束相对较小等特点。尤其考虑到新型农业经营主体的生产要素配置以市场机制为核心，那么其经营决策最终必然受到市场检验。在农业要素价格既定情景下，新型农业经营主体将根据外部政策环境、各类农作物种植对要素市场的适应性及匹配机制，进而决定农作物品种选择。

一方面，在以“长牙齿”的硬措施确保国家粮食安全，实施种粮补贴以及粮食安全党政同责的整体政策框架下，新型农业经营主体受到种粮支持政策诱发收益转变的影响，又受益于政策支持种粮配套设施建设而出现的运营成本下降。首先，粮食补贴提高了粮食生产的预期收益。众多研究发现，具有针对性的收入补贴政策能够激励农业经营主体种粮，并提高粮食生产率<sup>①</sup>。其次，以“粮袋子”省长负责制为主的考核机制调动了地方政府重农抓粮的积极性。同时，加大对产粮大县的奖励力度，支持产粮大县开展高标准农田建设等举措也调动了农业经营主体种粮的积极性。<sup>②</sup> 这既降低了种粮成本，又提高了种粮的奖励性收益，从而缓解了粮食生产效益不足的劣势。

另一方面，农业要素市场，尤其是农业社会化服务市场的发育与大田作物高度匹配，并有效对冲了农业劳动成本。劳动力成本上涨已经成为抬高中国农业生产成本最为重要的因素之一。<sup>③</sup> 已有研究甚至发现，中国正逼近刘易斯拐点，农村劳动力成本优势或将不再。<sup>④</sup> 当假定农业要素价格外生给定，且短期内不会出现明显变化时，如果农地经营规模较大的新型农业经营主体从事“非粮化”生产必然面临劳动力刚性约束，那么将不可避免地遭受非农就业市场劳动力生产率的影响。尤其考虑到农村居民收入来源已经变为非农就业，且非农部门劳动生产率远高于农业部门劳动生产率，由此形成的农业劳动机会成本将成为新型农业经营主体雇工成本的重要参照。在此情形下，新型农业经营主体就需要考虑到底是种植劳动替代率更高的粮食作物，还是种植劳动密集程度更高的经济作物。前者由于更高的分工可计量特征和大田作业属性，更容易采取农业社会化服务，而且还具有政策上的支持与补贴，从而可能成为新型农业经营主体的重要选择。

图1汇报了农业要素价格转变情景下，新型农业经营主体的种植决策。在当前政策与市场环境下，如果农业要素价格既定，那么种粮的优势在于政策的补贴以及与种粮相适配的农业基础设施的建设，在提高转移性收入和降低种粮成本两方面弥补了种粮劣势。与大田作物种植相匹配的农业社会化服务发展，则使得日益增长的农业劳动成本和农业人口老龄化的影响可以被有效对冲，这可以缩小粮食生产净收益与经济作物净收益的差距<sup>⑤</sup>。尤其考虑到新型农业经营主体具有的较大经营规模，节省劳动成本对他们更为重要。正如习近平总书记所说：“怎样实现农民增收和粮食增产同步

① 盖庆恩、王美知、石宝峰等：《土地比较优势、农户行为与农业生产效率——来自种植结构调整的考察》，载《经济研究》，2022（10）；高鸣、魏佳朔：《收入性补贴与粮食全要素生产率增长》，载《经济研究》，2022（12）。

② 参见《财政部农业部关于全面推开农业“三项补贴”改革工作的通知》《中共中央 国务院关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》。因篇幅所限，相关网址备索。

③ 叶兴庆：《演进轨迹、困境摆脱与转变我国农业发展方式的政策选择》，载《改革》，2016（6）。

④ X. B. Zhang, et al. “Mechanization Outsourcing Clusters and Division of Labor in Chinese Agriculture”. *China Economic Review*, 2017, 43: 184-195.

⑤ 仇童伟、章丹、罗必良：《中国农机服务市场的转型机理及其政策选择》，载《管理世界》，2024（10）。

发展? 这是要重点考虑的问题”“农民愿不愿意种粮、愿意种多少粮, 关键看种粮能给农民带来多少收益”<sup>①</sup>。《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》强调: “加快健全种粮农民收益保障机制, 推动粮食等重要农产品价格保持在合理水平。统筹建立粮食产销区省际横向利益补偿机制, 在主产区利益补偿上迈出实质步伐。”

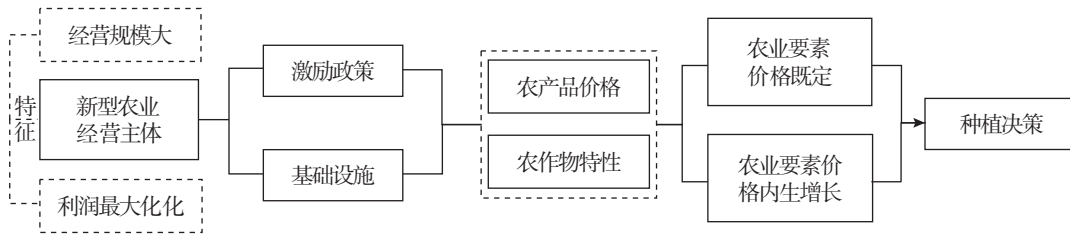


图1 农业要素价格转变情景下的新型农业经营主体种植决策

## 2. 农业要素价格内生增长与新型农业经营种植决策

上述分析假定了农业要素价格既定, 且新型农业经营主体种粮净收益为正且大于种植经济作物的净收益。显然, 农业要素价格, 尤其是农地流转价格存在逐年上涨态势。考虑到近年来中国政府对新型农业经营主体的支持补贴政策, 新型农业经营主体数量正急剧增长。<sup>②</sup> 从事种植业生产的新型农业经营主体数量同样出现快速增长。一旦新型农业经营主体因为政策支持而大量出现, 必然诱发农地经营权市场需求的快速增长, 随之而来的是农地流转价格上涨以及农业生产成本的持续提高。对于新型农业经营主体来说, 经营利润最大化是其最终目标, 而粮食价格的低迷和种粮净收益的不足都会干扰其种粮积极性, 即图1中农业要素价格内生增长路径。

流转价格上涨会加剧流转农地“非粮化”趋势。其原因在于, 只有从事高经济附加值农作物种植的转入户才会支付高租金。现在的问题是, 即使流转农地的用途是种粮, 其价格也会持续增长。这一方面是因为农地流转市场存在“羊群效应”; 另一方面则是因为市场中的流转价格会相互参照, 从而形成价格锚定。当流转价格上涨诱发种粮收益低于投入资金的机会成本, 或种植经济作物的收益时, 新型农业经营主体就会放弃种粮。需要指出的是, 与普通农户相比, 新型农业经营主体在资本、销售渠道和生产技术等方面具有比较优势, 这会降低他们种植经济作物所面临的市场风险。

通常认为, 新型农业经营主体种粮而非经济作物的另一个关键因素是劳动成本。例如, 粮食等大田作物基本实现了全程机械化, 可以较好地缓解劳动力不足问题。然而, 随着农艺水平和机械装备创新水平的提高, 很多经济作物生产环节的机械化程度已显著提高, 从而扭转了经济作物生产属于劳动密集型过程的传统观念。<sup>③</sup> 例如, 在农业农村部机械化管理司所推介的蔬菜中药材适宜品种全程机械化生产模式中, 其中多种经济作物已经基本实现了全程机械化, 为区域特色经济作物生产和产业发展奠定了机械化基础。<sup>④</sup> 如此一来, 在新型农业经营主体竞争农地经营权而不断抬高流转价格的过程中, 他们很可能调整种植决策, 提高“非粮化”种植比例。另外, 新型农业经营主体

<sup>①</sup> 顾仲阳、常钦:《“让种粮也能够致富”(总书记的人民情怀)》, 载《人民日报》, 2024-06-10。

<sup>②</sup> 《新型农业经营主体保持良好发展势头》, 见农业农村部官网, [http://www.moa.gov.cn/ztl/2023fzj/202312/t20231219\\_6442993.htm](http://www.moa.gov.cn/ztl/2023fzj/202312/t20231219_6442993.htm)。

<sup>③</sup> 《九大农作物农机化转型升级初显成效》, 见中国农村网, [http://journal.crnews.net/ncgztxc/2020/dyq/sd/930687\\_20200102025852.html](http://journal.crnews.net/ncgztxc/2020/dyq/sd/930687_20200102025852.html); 《青海省蚕豆生产实现全程机械化》, 见农业农村部官网, [http://www.moa.gov.cn/xw/qg/202308/t20230815\\_6434237.htm](http://www.moa.gov.cn/xw/qg/202308/t20230815_6434237.htm)。

<sup>④</sup> 《农业农村部农业机械化管理司关于推介蔬菜中药材适宜品种全程机械化生产模式与典型案例的通知》, 见农业农村部官网, [http://www.njhs.moa.gov.cn/tzggjzcid/202203/t20220314\\_6392141.htm](http://www.njhs.moa.gov.cn/tzggjzcid/202203/t20220314_6392141.htm)。

“非粮化”生产在抬高流转价格的过程中，还会加剧农地流转集中，并造成那些转出了部分农地的农户进行多样化种植，或是弃耕偏远地块，从而引发小农户粮积极性的下降。<sup>①</sup>

除了农地“非粮化”之外，流转价格持续上涨还可能引发农地闲置，从而形成另一种意义上的“非粮化”。从逻辑上来说，当流转价格造成农业生产成本高于农业经营收益时，新型农业经营主体将退出农地经营。问题的关键在于，在新型农业经营主体不再租赁农地经营权后，承包户是否会重拾农地经营。首先，在承包户转出农地后，他们的农业装备会面临折旧或报废。尤其当流转时间较长时，重拾农地经营需要再次进行固定资产投资。如果农业经营收益较低，那么承包户可能会闲置农地以等待新的流转主体来租赁农地。其次，在家庭劳动力转移至非农部门，且主要收入来源变为工资性收入后，农户重新进入农业生产的机会成本会很高，这将进一步提高重拾农地经营的经济成本，从而诱发农地闲置甚至撂荒。

简而言之，政策利好促成了新型农业经营主体规模的快速膨胀，从而诱发农地经营权的市场竞争，以及农地流转价格的快速甚至不合理上涨。当上涨的流转价格进一步传导至种粮成本时，新型农业经营主体种粮的积极性势必减弱。<sup>②</sup>此时，新型农业经营主体要么调整种植业结构，以提高农业经营性收益，要么直接退出农地经营。前者会直接提高农地“非粮化”比例，后者则可能加剧农地闲置风险，形成比农地“非粮化”更为严重的农地撂荒现象。

## 二、数据、变量与模型选择

### （一）数据来源

本文数据来源于2015年、2017年、2019年、2021年和2023年中国家庭金融调查（CHFS）。

考虑到本文关注的是新型农业经营主体发展与农地“非粮化”的关系，采用村庄数据更为合理。其原因在于：一方面，村庄整体的农地“非粮化”能更为准确地反映农作物种植状况，这比仅利用农户调查数据而忽略外来农业经营主体种植行为的做法更为科学。另一方面，农地“非粮化”涉及转入主体与普通农户，只有采用村庄数据才能将二者同时纳入分析。在考虑变量可得性并剔除变量缺失严重的样本后，本文最终使用的村庄样本包括2015年、2017年、2019年、2021年和2023年的420个、315个、270个、237个和253个，合计观测值1495个。由于部分控制变量存在数值缺失，后文估计中会出现样本量不一致的情况。本文还引入了县域社会经济变量，它们均来自《中国县域统计年鉴》；县域年平均气温数据来自国家青藏高原科学数据中心平台；县域年平均降水量数据来自欧盟及欧洲中期天气预报中心等组织发布的ERA5-Land数据集；省级粮食类商品零售价格指数和种植业生产价格指数来自《中国统计年鉴》。

### （二）变量选择与说明

#### 1. 因变量

本文因变量为村庄农地“非粮化”比例，采用经济作物播种面积占农作物总播面积的比例衡量农地“非粮化”水平<sup>③</sup>；在机制分析部分，村庄农地流转价格被作为因变量使用，采用流转农地亩均年租金加以刻画<sup>④</sup>；本文还引入了村庄农地闲置比例变量，以考察流转价格持续上涨可能诱发的

① 仇童伟、彭嫦燕：《农业人口老龄化对农地配置与种粮决策的影响：来自中国家庭金融调查的证据》，载《中国农村观察》，2023（4）。

② 许庆、杨青、张霄：《农业投资与土地流转价格——基于地租理论视角》，载《统计研究》，2024（11）。

③ 仇童伟、罗必良：《种植结构“趋粮化”的动因何在？——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究》，载《中国农村经济》，2018（2）。

④ 许庆、饶清玲、张宽：《集中流转与农地租金：效应及机理》，载《中国农村经济》，2024（7）。

农地抛荒问题<sup>①</sup>。

## 2. 核心自变量

本文核心自变量是新型农业经营主体发展及其竞争，采取村庄新型农业经营主体类型数和村庄新型农业经营主体数量共同刻画。从逻辑上来说，村庄从事种植业生产的新型农业经营主体越多，他们对农地经营权的竞争就会越激烈，从而抬高农地流转价格。因此，新型农业经营主体类型数和新型农业经营主体数量可以反映他们竞争农地经营权的强度。本文在进一步分析中考察了新型农业经营主体类型数和新型农业经营主体数量对流转农地占比的影响，并发现新型农业经营主体数量增加会提高他们转入农地的规模。在机制检验部分，村庄农地流转价格也将作为核心自变量使用。

## 3. 控制变量

本文控制变量包括村庄变量和县域变量。其中，村庄控制变量包括村庄基本特征、人口特征、经济特征、农业生产状况、基层治理和村庄交通状况。具体而言，村庄面积、村庄辖自然村数被用来刻画村庄基本特征；人口特征由村庄常住人口数、村庄户籍人口数、村庄外出务工劳动力占比和村庄存在少数民族共同表征<sup>②</sup>；经济特征由村庄人均年收入、村庄集体资产规模和村庄集体资产收益刻画；村庄农地规模和村庄农地机械化水平被用来反映农业生产状况；基层治理特征由村庄实施书记主任一肩挑刻画<sup>③</sup>；村庄交通状况由村庄到所处县中心的道路类型进行表征。

县域控制变量包括人口特征、就业特征、经济特征和自然特征等。其中，人口特征由县域常住人口数和县域乡村人口数刻画；就业特征由县域城镇就业人口数和县域乡村就业人口数共同表征；经济特征包括县域 GDP、县域第一产业 GDP、县域人均 GDP、县域城镇居民人均可支配收入、县域乡村居民人均可支配收入、县域财政收入、县域财政支出、县域全社会固定资产投资和县域规模以上工业企业数；自然特征包括县域年平均气温和平均降雨量。此外，文章还引入粮食类商品零售价格指数和种植业生产价格指数，以控制粮食销售价格和生产成本的变化趋势，它们均会影响粮食生产。具体变量定义与描述统计见附表 1。

## (三) 模型选择

本文旨在考察新型农业经营主体培育对农地“非粮化”的影响，以及农地流转价格在其中的作用。为此，首先考察主体培育对农地“非粮化”的直接影响，构建如下模型：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 M_{it} + \beta X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中， $Y_{it}$ 表示村庄*i*在*t*年的农地“非粮化”比例。 $M_{it}$ 表示村庄*i*在*t*年的新型农业经营主体发展状况，由新型农业经营主体类型数和新型农业经营主体数量共同刻画。 $X_{it}$ 是由村庄特征变量和县域特征变量组成的向量。 $\beta_0$ 为常数项， $\beta_1$ 和 $\beta$ 为待估计系数。 $\delta_i$ 和 $\gamma_t$ 分别为地区和时间固定效应， $\epsilon_{it}$ 为随机扰动项。在式(1)基础上，文章还考察了《意见》出台前后，新型农业经营培育对农地“非粮化”的影响，以揭示新型农业经营主体培育政策对粮食生产造成的冲击。

其次，本文进一步分析流转价格是否为新型农业经营主体发育影响农地“非粮化”的作用机制，识别如下两个模型：

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 M_{it} + \alpha X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

<sup>①</sup> 定义与设置参见郑淋议：《农地产权稳定性对农户耕地抛荒行为的影响》，载《中国人口·资源与环境》，2022（12）。

<sup>②</sup> 马贤磊、仇童伟、钱忠好：《农地产权安全性与农地流转市场的农户参与——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省（区）调查数据的实证分析》，载《中国农村经济》，2015（2）；徐志刚、章丹、程宝栋：《中国粮食安全保障的农地规模经营逻辑：基于农户与地块双重规模经济的分析视角》，载《管理世界》，2024（5）。

<sup>③</sup> T. Qiu et al. “Alternative Modes of Governance: Clan Networks and Social Instability in Rural China”. *China Economic Review*, 2024, 84: 102136.

$$Y_{it} = \eta_0 + \eta_1 R_{it} + \eta X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)和式(3)中,  $R_{it}$ 表示村庄*i*在*t*年的农地流转价格。 $\alpha_0$ 和 $\eta_0$ 为常数项, $\alpha_1$ 、 $\alpha$ 、 $\eta_1$ 和 $\eta$ 为待估计系数。其余变量及参数的定义与式(1)中的一致。

式(1)到式(3)的估计可能面临内生性问题。首先,自选择问题会同时影响农业经营主体发展和农地“非粮化”状况。一方面,村庄区位、人口、农地规模、自然条件等因素会影响新型农业经营主体的进入,也会影响人口流动和产业发展,从而干扰“非粮化”生产。另一方面,区域内,尤其是县域内人口规模、经济发展状况、财政收支结构、产业发展等会通过影响当地支持重点产业及市场需求,从而影响种植业结构和新型农业经营主体的发展。为此,本文估计中引入村庄基本特征、人口特征、经济特征、农业生产状况和基层治理状况,以及县域人口特征、就业特征、经济特征等变量。在此基础上,本文采用双向固定效应模型,以控制村庄和区域的自然禀赋特征以及全国统一政策实施的影响。

其次,反向因果问题也可能影响式(1)到式(3)的估计。其原因在于,村庄农地“非粮化”可能会影响农业新型经营主体发展和农地流转价格,农地流转价格也可能会影响新型农业经营主体进入村庄农地流转市场。该反向因果关系显然难以成立。一方面,新型农业经营主体都有明确的经营目标,其与村庄传统种植结构并无直接关系。他们是在政策引导下根据自身优势决定种植结构,而非反过来。而且,农地“非粮化”与流转价格是同时发生的,属于一个事物的两个侧面,他们受到自选择问题的干扰。另一方面,村庄农地流转价格不可能影响新型农业经营主体进入村庄农地流转市场。其原因在于,传统的村庄内部流转具有租金低、租期不稳定等特点<sup>①</sup>,而新型农业经营主体实施的市场化流转具有更高的租金水平,即传统村庄内部的流转价格并不会影响新型农业经营主体的进入。此外,农地流转价格上涨的因素是多元的,也因为区域社会经济发展水平差异,表现为不同的形式。从目前实际和研究成果看,东部沿海和城郊地区流转价格相对高,绝大多数流转价格相对偏低,种植经济作物(比如蔬菜、水果)的农地流转费高于种植大田作物的流转费。这些因素有可能也会对新型农业经营主体的发展产生影响,从而诱发遗漏变量问题。

为避免潜在内生性问题的干扰,本文采用工具变量法估计式(1)到式(3)。具体而言,省级推动新型农业经营主体政策和本县其他村庄新型农业经营主体发展状况<sup>②</sup>共同作为村庄新型农业经营主体发展状况的工具变量;省推动新型农业经营主体政策和本县其他村庄农地流转价格被作为村庄农地流转价格的工具变量。首先,省推动新型农业经营主体政策由历年省政府工作报告中新型农业经营主体词条出现频率加以刻画,反映了当年全省工作的重点,属于外生政策变量。其次,本县其他村庄新型农业经营主体发展状况和农地流转价格并不会受到本村种植业结构的影响。尽管该工具变量与因变量可能存在自选择问题,但只要控制住县域社会经济特征仍能够将其作为工具变量使用。基于上文讨论,本文认为通过控制村庄特征、县域特征以及双向固定效应,已可以大幅缓解遗漏变量问题。为此,本文将采用Davidson-MacKinnon检验方法测算式(1)~式(3)的估计是否仍存在内生性问题。在稳健性检验部分,还将检验反向因果问题是否会干扰本文估计,从而系统检验本文估计所面临的内生性挑战。

<sup>①</sup> K. Deininger & S. Jin. “Securing Property Rights in Transition: Lessons from Implementation of China’s Rural Land Contracting Law”. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2009, 70 (1): 22-38; H. Wang et al. “Land Documents, Tenure Security and Land Rental Development: Panel Evidence from China”. *China Economic Review*, 2015, 36: 220-235.

<sup>②</sup> 该变量由本县其他村庄新型农业经营主体类型数和数量的均值加以衡量。首先,该变量反映了县域新型农业经营主体发展政策,相对于村庄种植结构是外生的。尤其在控制了县域多个社会经济特征变量后,该变量与因变量的自选择关系会被显著减弱。其次,该变量与村庄新型农业经营主体的发展高度相关,其会通过影响村庄新型农业经营主体的发展,进而影响村庄种植结构。

### 三、实证结果与讨论

#### (一) 新型农业经营主体培育与农地“非粮化”的关系检验

表1汇报了式(1)的模型估计结果,即新型农业经营主体培育对农地“非粮化”的影响。首先,Davidson-MacKinnon 检验结果表明,内生性检验均未通过5%的显著性检验,即在引入村庄、县域特征变量及双向固定效应后,表1的估计并未面临严重的内生性。其次,弱工具变量检验结果表明,工具变量至少在15%统计水平上有效。再者,过度识别检验结果表明,省推动新型农业经营主体政策和本县其他村庄新型农业经营主体发展状况相对于因变量是外生的。即表1的模型选择及变量控制可以较好地缓解估计中存在的内生性问题。

表1中列(1)和列(4)的估计结果显示,村庄新型农业经营主体类型数和村庄新型农业经营主体数量分别在5%和10%显著水平上正向影响村庄农地“非粮化”比例。具体而言,村庄新型农业经营主体类型数每增加1,村庄农地“非粮化”比例就会提高0.047,即4.7%;村庄新型农业经营主体数量每增加1,村庄农地“非粮化”比例就会提高0.006,即0.6%<sup>①</sup>。这表明,随着村庄中新型农业经营主体规模的扩大,农地“非粮化”比例会持续提高。附表2的相关性检验结果表明,村庄新型农业经营主体类型数和村庄新型农业经营主体数量与新型农业经营主体经营农地的占比正相关,由此强化了村庄农地经营权竞争,这将诱发流转价格上涨。不断上涨的流转价格则会诱发流转农地的“非粮化”<sup>②</sup>。实际上,新型农业经营主体的农地流转大部分是通过村集体或当地组织实施的,其流转价格要显著高于村庄内部自发流转时的价格<sup>③</sup>。

除了市场化流转诱发的高租金,对于新型农业经营主体发展的支持与补贴政策,也使得农地流转市场涌现出大量竞争主体,从而抬高流转价格。表1中列(2)、列(3)、列(5)和列(6)的估计结果就表明,在《意见》实施之后,新型农业经营主体的发展开始显著激励农地“非粮化”。根据CCAD数据显示,2014年至2020年,从事种植业的家庭农场、农民合作社和农业企业的数量均增加了不止一倍。《意见》从政策方面对新型农业经营主体的扶持和补贴作出明确规定,使得新型农业经营主体规模快速增长。毫无疑问的是,具有更高资本化水平和更多营销渠道的新型农业经营主体在经济作物生产上较普通农户更具优势。种植结构“非粮化”又会反向刺激农地流转价格上涨,从而进一步加剧农地“非粮化”。

表1 新型农业经营主体培育对农地“非粮化”的影响

| 变量            | 村庄农地“非粮化”比例        |                   |                   |     |     |     |
|---------------|--------------------|-------------------|-------------------|-----|-----|-----|
|               | 全样本                | 政策前 <sup>④</sup>  | 政策后               | 全样本 | 政策前 | 政策后 |
|               | (1)                | (2)               | (3)               | (4) | (5) | (6) |
| 村庄新型农业经营主体类型数 | 0.047**<br>(0.019) | -0.044<br>(0.032) | 0.075*<br>(0.041) |     |     |     |

① 从附表1来看,村庄新型农业经营主体类型数平均仅1.061个,村庄新型农业经营主体数量平均仅3.143个,这意味着数量每增加1对于村庄可能是一个极大的变化。实际上不然,这是因为在调研的村庄中新型农业经营主体类型数为0的比例达到了37.57%,而新型农业经营主体数量为0的村庄比例达到了39.66%,这才导致他们的均值较低。然而,村庄新型农业经营主体数量增加1,对于存在新型农业经营主体的村庄并不是极大的变化,这是因为新型农业经营主体数量大于5的村庄比例为22.71%。相反,如果村庄新型农业经营主体数量平均增加1,那么就会起到非常大的效果,这是由那些没有新型农业经营主体的村庄变化所引起的平均处理效应的变化。这就说明,新型农业经营主体数量的变化对于那些不存在新型农业经营主体的村庄来说会造成“非粮化”的巨大冲击,从而提高平均处理效应。

② 仇童伟、罗必良:《流转“差序格局”撕裂与农地非粮化:基于中国29省调查的证据》,载《管理世界》,2022(9)。

③ 许庆、饶清玲、张宽:《集中流转与农地租金:效应及机理》,载《中国农村经济》,2024(7)。

④ 政策前是指2017年《意见》出台前,政策后则是《意见》出台后。下同。

续前表

| 变量                    | 村庄农地“非粮化”比例       |                  |                   |                   |                   |                    |
|-----------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
|                       | 全样本               | 政策前 <sup>④</sup> | 政策后               | 全样本               | 政策前               | 政策后                |
|                       | (1)               | (2)              | (3)               | (4)               | (5)               | (6)                |
| 村庄新型农业经营主体数量          |                   |                  |                   | 0.006*<br>(0.003) | -0.008<br>(0.005) | 0.012**<br>(0.006) |
| 控制变量                  | 已控制               | 已控制              | 已控制               | 已控制               | 已控制               | 已控制                |
| 村庄固定效应                | 已控制               | 已控制              | 已控制               | 已控制               | 已控制               | 已控制                |
| 时间固定效应                | 已控制               | 已控制              | 已控制               | 已控制               | 已控制               | 已控制                |
| 常数项                   | -0.048<br>(1.227) | 0.038<br>(2.164) | -1.540<br>(2.735) | -0.863<br>(2.650) | 5.357<br>(4.525)  | -6.323<br>(5.179)  |
| 观测值                   | 1494              | 733              | 761               | 1002              | 732               | 270                |
| Davidson-MacKinnon 检验 | 0.129             |                  |                   | 3.421*            |                   |                    |
| 弱工具变量检验               | 188.285           |                  |                   | 11.679            |                   |                    |
| 过度识别检验                | 0.165             |                  |                   | 1.754             |                   |                    |

注：\*\*和\*分别表示在5%和10%统计水平上显著；括号内为稳健标准误；列（4）—列（6）的估计中出现样本量下降的原因是，村庄新型农业经营主体数量仅有2015年、2017年和2019年的数据。

## （二）机制检验 1：新型农业经营主体培育与农地流转价格的关系检验

表 2 汇报了式（2）的模型估计结果，即新型农业经营主体发展对农地流转价格的影响。首先，Davidson—MacKinnon 检验结果表明，内生性检验均未通过 10% 的显著性检验，即在引入村庄、县域特征变量及双向固定效应后，表 4 的估计并未面临严重的内生性。其次，弱工具变量检验结果表明，工具变量至少在 15% 统计水平上有效。最后，过度识别检验结果表明，省推动新型农业经营主体政策和本县其他村庄新型农业经营主体发展状况相对于因变量是外生的。即表 2 的模型选择及变量控制可以较好地缓解估计中存在的内生性问题。

表 2 的估计结果显示，村庄新型农业经营主体类型数和村庄新型农业经营主体数量均在 5% 水平上显著正向影响村庄农地流转价格；在《意见》印发后，新型农业经营主体培育对村庄农地流转价格的影响由不显著转变为显著。由此表明，新型农业经营主体培育政策的实施会推高农地流转价格。显而易见的是，村庄新型农业经营主体类型和数量的增多，必然诱发他们对农地经营权的竞争。在现实中，县、乡、村农地流转中心平台的搭建，为各类主体对农地经营权的竞价提供了便利，甚至诱发农地流转价格不合理上涨。由此造成部分地区出现了新型农业经营主体“弃田毁约”的现象，阻碍了农业经营的可持续发展。

表 2 机制检验 1：新型农业经营主体培育对农地流转价格的影响

| 变量            | 村庄农地流转价格           |                    |                   |                     |                   |                    |
|---------------|--------------------|--------------------|-------------------|---------------------|-------------------|--------------------|
|               | 全样本                | 政策前                | 政策后               | 全样本                 | 政策前               | 政策后                |
|               | (1)                | (2)                | (3)               | (4)                 | (5)               | (6)                |
| 村庄新型农业经营主体类型数 | 0.021**<br>(0.010) | 0.025<br>(0.020)   | 0.032*<br>(0.021) |                     |                   |                    |
| 村庄新型农业经营主体数量  |                    |                    |                   | 0.002**<br>(0.01)   | -0.004<br>(0.003) | 0.002**<br>(0.001) |
| 控制变量          | 已控制                | 已控制                | 已控制               | 已控制                 | 已控制               | 已控制                |
| 村庄固定效应        | 已控制                | 已控制                | 已控制               | 已控制                 | 已控制               | 已控制                |
| 时间固定效应        | 已控制                | 已控制                | 已控制               | 已控制                 | 已控制               | 已控制                |
| 常数项           | -0.854<br>(0.668)  | -2.104*<br>(1.264) | -1.264<br>(1.691) | -1.624**<br>(0.823) | 0.546<br>(1.611)  | -1.759*<br>(0.987) |

续前表

| 变量                    | 村庄农地流转价格 |     |     |        |     |     |
|-----------------------|----------|-----|-----|--------|-----|-----|
|                       | 全样本      | 政策前 | 政策后 | 全样本    | 政策前 | 政策后 |
|                       | (1)      | (2) | (3) | (4)    | (5) | (6) |
| 观测值                   | 1 235    | 581 | 654 | 773    | 580 | 193 |
| Davidson-MacKinnon 检验 | 1.642    |     |     | 1.491  |     |     |
| 弱工具变量检验               | 101.852  |     |     | 20.235 |     |     |
| 过度识别检验                | 0.073    |     |     | 1.444  |     |     |

注：\*\*和\*分别表示在5%和10%统计水平上显著；括号内为稳健标准误；列(4)—列(6)的估计中出现样本量下降的原因是，村庄新型农业经营主体数量仅有2015年、2017年和2019年的数据。

### (三) 机制检验 2：农地流转价格与农地利用方式的关系检验

表3汇报了式(3)的模型估计结果，即农地流转价格对农地“非粮化”的影响。首先，Davidson-MacKinnon 检验结果表明，内生性检验均未通过10%的显著性检验，即在引入村庄、县域特征变量及双向固定效应后，表3的估计并未面临严重的内生性。其次，弱工具变量检验结果表明，工具变量至少在10%统计水平上有效。最后，过度识别检验结果表明，省推动新型农业经营主体政策和本县其他村庄农地流转价格相对于因变量是外生的。即表3的模型选择及变量控制可以较好地缓解估计中存在的内生性问题。

表3的估计结果显示，农地流转价格分别在1%显著水平上正向和负向影响农地“非粮化”比例和农地闲置比例。这意味着，随着流转价格上涨，村庄农地“非粮化”比例也会随之提高，但农地撂荒比例会显著下降。很显然，流转价格抬高了农业生产成本，这会促使农业经营主体种植附加值更高的农作物品种。流转价格持续上涨也意味着农地稀缺性的增加，这会减少农地抛荒现象。进一步证据显示，农地流转价格还分别与农地“非粮化”比例及农地闲置比例存在倒U型和U型关系。换言之，随着流转价格的上涨，农地“非粮化”比例先增加后减少，但拐点为9 083元/(亩·年)，目前还远远达不到。类似地，随着流转价格的上涨，农地闲置比例先减少后增加，但拐点为8 667元/(亩·年)，目前还远未达到。即流转价格上涨在诱发农地“非粮化”的过程中有助于降低农地抛荒率。

表3 机制检验 2：流转价格对农地利用方式的影响

| 变量   | 村庄农地“非粮化”比例         |                      | 村庄农地闲置比例             |                      |
|--|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|  | (1)                 | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
| 村庄农地流转价格                                   | 0.039***<br>(0.014) | 0.107***<br>(0.026)  | -0.010***<br>(0.004) | -0.026***<br>(0.008) |
| 村庄农地流转价格平方                                 |                     | -0.012***<br>(0.004) |                      | 0.003***<br>(0.001)  |
| 控制变量                                       | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 村庄固定效应                                     | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 时间固定效应                                     | 已控制                 | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 常数项  | 0.604<br>(1.011)    | 0.629<br>(1.007)     | 0.344<br>(0.354)     | 0.342<br>(0.353)     |
| 观测值  | 1 221               | 1 221                | 1 219                | 1 219                |
| 以同县其他村庄农地流转价格和省政府工作报告中新型农业经营主体词条频率为工具变量的检验 |                     |                      |                      |                      |
| Davidson-MacKinnon 检验                      | 0.017               |                      | 1.201                |                      |
| 弱工具变量检验                                    | 20.956              |                      | 20.979               |                      |
| 过度识别检验                                     | 0.879               |                      | 0.010                |                      |

注：\*\*\*表示在1%统计水平上显著；括号内为稳健标准误。

**(四) 机制检验 3：新型农业经营主体培育与农民种粮积极性**

表 1 的估计发现新型农业经营主体培育诱发了农地“非粮化”，这可能很大程度上源于新型农业经营主体自身的“非粮化”种植行为。进一步的问题是，必须关注新型农业经营主体发展会对普通农户的种粮行为产生何种影响。为此，表 4 考察了新型农业经营主体发展对农民种粮积极性和村庄种粮趋势的影响。其中，农民种粮积极性赋值 1~5，值越大，种粮积极性越强；村庄种粮趋势赋值 1~5，值越大，种粮趋势越明显。由于这两个变量均只有 2023 年数据，故表 4 采用截面数据估计，由此造成仅村庄新型农业经营主体类型数变量可用。另外，表 4 也估计了村庄新型农业经营主体类型数对农户非粮种植比例的影响，采用的是 2015—2021 年从事种植业的农户样本<sup>①</sup>。

表 4 的估计结果显示，村庄新型农业经营主体类型数在 10% 水平上显著负向影响农民种粮积极性和村庄种粮趋势。这意味着，新型农业经营主体的发展会降低农民种粮积极性。表 4 中列 (3) 的估计则表明，村庄新型农业经营主体类型数的增加会提高农户种植非粮作物的比重。其原因在于：一方面，新型农业经营主体的发展会提高农地经营权的市场需求，在农村居民非农就业过程中会加快他们退出农业生产。另一方面，在农户将集中连片的农地流转给新型农业经营主体后，他们会从原来主要种大田作物，转而进行多样化种植，以满足家庭的农产品需求。由此表明，新型农业经营主体培育政策对种植业结构的影响不仅源于其自身的“非粮化”需求，还在于他们通过改变农业要素市场结构，进而影响了普通农户的种植需求和经营决策。

**表 4 机制检验 3：新型农业经营主体培育对农民种粮积极性的影响**

| 变量            | 农民种粮积极性            | 村庄种粮趋势             | 农户非粮种植比例            |
|---------------|--------------------|--------------------|---------------------|
|               | (1)                | (2)                | (3)                 |
| 村庄新型农业经营主体类型数 | -0.101*<br>(0.059) | -0.099*<br>(0.090) | 0.006*<br>(0.003)   |
| 控制变量          | 已控制                | 已控制                | 已控制                 |
| 村庄固定效应        | 已控制                | 已控制                |                     |
| 个体固定效应        |                    |                    | 已控制                 |
| 时间固定效应        |                    |                    | 已控制                 |
| 常数项           |                    |                    | 0.799***<br>(0.009) |
| /cut1         | -19.904 (8.792)    | -18.160 (8.608)    |                     |
| /cut2         | -19.259 (8.787)    | -17.154 (8.598)    |                     |
| /cut3         | -18.838 (8.787)    | -16.628 (8.593)    |                     |
| /cut4         | -18.314 (8.788)    | -16.200 (8.588)    |                     |
| 观测值           | 270                | 258                | 31 063              |

注：\*\*\*和\* 分别表示在 1% 和 10% 统计水平上显著；括号内为稳健标准误；表 4 估计采用的是 2023 年的村庄样本，这是因为农民种粮积极性变量仅存在于 2021 年和 2023 年的调查中，但 2021 年农民种粮积极性的数据产权归属中央农办，属于保密数据，故无法获取；对农民种粮积极性和村庄种粮趋势的估计均采用了 order probit 模型。

**四、进一步分析与稳健性检验****(一) 培育不同新型农业经营主体与农地“非粮化”的关系**

尽管表 1 的估计显示新型农业经营主体培育会诱发农地“非粮化”，但不同主体类型是否存在差异并不明确。据 CCAD 数据显示，农民合作社和农业企业中从事“非粮化”种植的比例明显大于家庭农场和专业大户。郜亮亮的研究也显示，种植类家庭农场中生产粮食的家庭农场比例从

<sup>①</sup> 由于采用的是农户层面的样本，控制变量参考仇童伟、彭嫦燕：《农业人口老龄化对农地配置与种粮决策的影响：来自中国家庭金融调查的证据》，载《中国农村观察》，2023（4）。

2014年的49.7%增至2018年的57.22%。<sup>①</sup>为探讨不同类型新型农业经营主体的影响,表5引入村庄是否存在各类新型农业经营主体以及各类新型农业经营主体数量作为主要自变量。其他控制变量及估计方法与表1中的一致。

表5的估计结果显示,村庄存在专业大户与家庭农场、村庄专业大户数量和村庄家庭农场数量四个变量对村庄农地“非粮化”比例的影响显著性不足;但村庄存在农民合作社、存在农业企业、村庄农民合作社数量和村庄农业企业数量四个变量均显著正向影响村庄农地“非粮化”比例。这意味着,目前专业大户和家庭农场的发展并未诱致严重的农地“非粮化”问题,而农民合作社和农业企业诱发农地“非粮化”的可能性较高,农业企业的影响则更大。从经营目标、资本存量和技术水平等方面来看,农业企业更具比较优势,这也使其“非粮化”生产的可能性更高。相反,专业大户和家庭农场往往由本村普通农户转变而成,仍以经营本地传统农作物为主,且市场风险抵御能力远弱于农业企业。

实际上,专业大户和家庭农场仍属于农业家庭经营范畴,其具有家庭经营的一般优势。中国业已形成了一套以小农户经营为基础,以农业社会化服务为依托,以资源配置为核心的粮食维稳系统;中国小规模、分散化的农业家庭经营格局不构成粮食安全的阻碍,中国人能够养活自己。就粮食保障而言,专业大户和家庭农场均是从小农户演变而来,具有种粮的天然优势和自组织特点,这既与其技术特征有关,也与其较低的资本存量、种植习惯和市场渠道有关。因此,专业大户和家庭农场或许是未来的重要选择<sup>②</sup>;农民合作社和农业企业则是实现高效农业和高附加值农业的重要选择。

表5 培育不同新型农业经营主体对农地“非粮化”的影响

| 变量        | 村庄农地“非粮化”比例      |                   |                     |                    |                   |                   |                   |                    |
|-----------|------------------|-------------------|---------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
|           | (1)              | (2)               | (3)                 | (4)                | (5)               | (6)               | (7)               | (8)                |
| 村庄存在专业大户  | 0.014<br>(0.023) |                   |                     |                    |                   |                   |                   |                    |
| 村庄存在家庭农场  |                  | 0.045*<br>(0.024) |                     |                    |                   |                   |                   |                    |
| 村庄存在农民合作社 |                  |                   | 0.061***<br>(0.023) |                    |                   |                   |                   |                    |
| 村庄存在农业企业  |                  |                   |                     | 0.081**<br>(0.033) |                   |                   |                   |                    |
| 村庄专业大户数量  |                  |                   |                     |                    | 0.001<br>(0.027)  |                   |                   |                    |
| 村庄家庭农场数量  |                  |                   |                     |                    |                   | 0.000<br>(0.000)  |                   |                    |
| 村庄农民合作社数量 |                  |                   |                     |                    |                   |                   | 0.007*<br>(0.005) |                    |
| 村庄农业企业数量  |                  |                   |                     |                    |                   |                   |                   | 0.035**<br>(0.020) |
| 控制变量      | 已控制              | 已控制               | 已控制                 | 已控制                | 已控制               | 已控制               | 已控制               | 已控制                |
| 村庄固定效应    | 已控制              | 已控制               | 已控制                 | 已控制                | 已控制               | 已控制               | 已控制               | 已控制                |
| 时间固定效应    | 已控制              | 已控制               | 已控制                 | 已控制                | 已控制               | 已控制               | 已控制               | 已控制                |
| 常数项       | 0.039<br>(1.249) | 0.072<br>(1.238)  | 0.150<br>(1.212)    | 0.020<br>(1.233)   | -0.163<br>(2.064) | -0.092<br>(2.044) | 0.038<br>(2.034)  | -0.140<br>(2.056)  |
| 观测值       | 1 494            | 1 494             | 1 494               | 1 494              | 1 003             | 1 003             | 1 003             | 1 003              |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%统计水平上显著;括号内为稳健标准误;列(5)到列(8)估计中样本量减少的原因是,村庄新型农业经营主体数量仅有2015年、2017年和2019年的3期数据。

<sup>①</sup> 郜亮亮:《中国种植类家庭农场的土地形成及使用特征——基于全国31省(自治区、直辖市)2014~2018年监测数据》,载《管理世界》,2020(4)。

<sup>②</sup> 这也得到相关数据的支持,参见《新型农业经营主体保持良好发展势头》,见农业农村部官网:[http://www.moa.gov.cn/zt-zl/2023fzjc/202312/t20231219\\_6442993.htm](http://www.moa.gov.cn/zt-zl/2023fzjc/202312/t20231219_6442993.htm)。

## (二) 基于粮食生产功能区设定的比较分析

表6汇报了新型农业经营主体结构差异的影响，其作用的地域性更值得关注。其原因在于，结构差异由新型农业经营主体禀赋特征所决定，区域政策差异则是决定结构特征与粮食生产关系的外在约束。二者是个体性差异和情景性差异的关系，但个体差异需要通过情景差异发挥作用。2017年印发的《国务院关于建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的指导意见》指出，“划定粮食生产功能区9亿亩，其中6亿亩用于稻麦生产。以东北平原、长江流域、东南沿海优势区为重点，划定水稻生产功能区3.4亿亩；以黄淮海地区、长江中下游、西北及西南优势区为重点，划定小麦生产功能区3.2亿亩（含水稻和小麦复种区6000万亩）；以松嫩平原、三江平原、辽河平原、黄淮海地区以及汾河和渭河流域等优势区为重点，划定玉米生产功能区4.5亿亩（含小麦和玉米复种区1.5亿亩）”<sup>①</sup>，并规定各省（区、市）人民政府对“两区”划定、建设和管护工作负总责，要成立由政府负责同志牵头、各有关部门参加的协调机制，逐级签订责任书，层层落实责任。

由此引发的问题是，在明确的粮食生产功能区划定下，新型农业经营主体发展所诱发的农地“非粮化”是否能被有效缓解。表6引入了新型农业经营主体发育与粮食生产功能区设定变量的交互项，并检验交互项对村庄农地“非粮化”比例和村庄农地流转价格的影响。估计结果显示，村庄新型农业经营主体类型或数量，与粮食生产功能区设定的交互项均显著负向影响村庄农地“非粮化”比例。这说明，在粮食生产功能区，新型农业经营主体发展对农地“非粮化”的激励作用明显弱于非粮食生产功能区。

进一步证据显示，新型农业经营主体数量与粮食生产功能区设定变量的交互项显著负向影响村庄农地流转价格。这意味着，粮食生产功能区政策抑制了新型农业经营主体竞争对农地流转价格的激励作用。其原因在于，粮食生产的政策限定与新型农业经营主体扶持政策共同导向了新型农业经营主体的种粮决策，并避免了农地流转价格因“非粮化”空间而出现不合理上涨态势。可见，新型农业经营主体的培育与粮食生产和稳定流转价格的目标并不相悖，通过约束性机制和激励性机制相结合的方式，完全有可能实现新型农业经营主体高质量培育与国家粮食安全保障的协同推进。

表6 基于粮食生产功能区设定的比较分析

| 变量                          | 村庄农地“非粮化”比例 |         | 村庄农地流转价格 |           |
|-----------------------------|-------------|---------|----------|-----------|
|                             | 系数          | 稳健标准误   | 系数       | 稳健标准误     |
| 村庄新型农业经营主体类型数               | 0.042***    | (0.008) | 0.007    | (0.005)   |
| 村庄新型农业经营主体数量                |             | 0.013** |          | -0.001    |
|                             |             | (0.003) |          | (0.008)   |
| 粮食生产功能区设定                   | -0.021      | (0.055) | -0.048   | (0.082)   |
|                             |             |         | 0.009    | (0.036)   |
|                             |             |         |          | 0.171*    |
|                             |             |         |          | (0.102)   |
| 村庄新型农业经营主体类型数<br>×粮食生产功能区设定 | -0.058**    | (0.027) |          |           |
|                             |             |         | -0.015   | (0.011)   |
| 村庄新型农业经营主体数量<br>×粮食生产功能区设定  |             |         |          |           |
|                             |             |         | -0.023** | (0.012)   |
|                             |             |         |          | -0.024**  |
|                             |             |         |          | (0.010)   |
| 控制变量                        | 已控制         | 已控制     | 已控制      | 已控制       |
| 村庄固定效应                      | 已控制         | 已控制     | 已控制      | 已控制       |
| 时间固定效应                      | 已控制         | 已控制     | 已控制      | 已控制       |
| 常数项                         | -0.482      | (0.947) | -1.544   | (1.411)   |
|                             |             |         | -0.803   | (0.674)   |
|                             |             |         |          | -2.981*** |
|                             |             |         |          | (1.137)   |
| 观测值                         | 1 494       | 1 002   | 1 235    | 773       |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%统计水平上显著；括号内为稳健标准误；粮食生产功能区设定变量是根据2017年后各市县是否划入赋值，并根据划入时间构建变量。如果N年被划入粮食生产功能区，N年后该地区全部赋值为1，否则为0。

<sup>①</sup> 《国务院关于建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的指导意见》，见中国政府网，[https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2017-04/10/content\\_5184613.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2017-04/10/content_5184613.htm)。

### （三）稳健性检验

#### 1. 对反向因果问题的讨论

正如模型选择部分所说的，本文估计中存在的自选择问题可以通过控制影响核心自变量和因变量的因素，以及采用双向固定效应模型加以缓解，但反向因果问题难以解决。尽管我们认为反向因果问题并非本文估计的主要挑战，且内生性检验也证实了该推断，但进一步论证仍有益于提高本文估计结果的可靠性。从逻辑上来说，如果农地“非粮化”比例是新型农业经营主体发展和农地流转价格的原因而非结果，那么将农地“非粮化”比例提高到更高维度，并估计其对新型农业经营主体发展和农地流转价格影响，应该也会出现显著关系。为此，本文引入省级“非粮化”比例。从逻辑上来说，省级农地“非粮化”比例越高，新型农业经营主体进行“非粮化”生产的约束就会越小，也越可能催生更多的新型农业经营主体。类似地，省级农地“非粮化”比例越高必然引发更高的流转价格。估计结果表明，省级农地“非粮化”比例对村庄新型农业经营主体类型数、村庄新型农业经营主体数量和村庄农地流转价格均无显著影响。这说明，农地“非粮化”比例并不是决定新型农业经营主体发展及流转价格的原因，而是市场发展和政策诱发的结果。

#### 2. 对遗漏变量问题的讨论

遗漏变量问题是本文估计面临的一个重要问题。由于前文估计中引入了大量影响新型农业经营主体发展和农地“非粮化”的变量，可能缓解了内生性问题，并使得内生性检验结果不显著。但也存在一种可能性，即内生性与控制变量引入无关。为此，作者尝试使用逐次引入控制变量的方式，以检验主要自变量的估计系数是否会发生明显变化。在不引入控制变量、仅引入时间固定效应、引入村庄控制变量和时间固定效应的情况下（村庄固定效应均已控制），表2中对应的村庄新型农业经营主体类型数的系数依次为0.017、0.021、0.039\*\*；村庄新型农业经营主体数量的系数依次为0.005\*、0.004\*、0.006\*\*。此外，引入的控制变量越完整，固定效应模型和工具变量模型的估计结果越接近，这表明本文控制变量的引入较大程度地缓解了遗漏变量问题。<sup>①</sup>

## 五、结论与政策建议

本文利用2015—2023中国家庭金融调查村庄数据，考察了新型农业经营主体培育对农地“非粮化”的影响及其内在机制。结果显示，当前新型农业经营主体的培育政策加剧了农地“非粮化”。其原因在于，新型农业经营主体间的经营权流转竞争，造成了农地流转价格上涨，从而诱发了农地“非粮化”。此外，流转价格与农地闲置比例存在U型关系，即流转价格过高可能使得农业再次面临“谁来种地”问题。进一步证据显示，新型农业经营主体间的竞争降低了农民的种粮积极性，并加剧了村庄近年“非粮化”趋势。相较于专业大户和家庭农场，农民合作社和农业企业进行“非粮化”生产的概率更大。此外，粮食生产功能区政策缓解了新型农业经营主体培育政策引发的“非粮化”问题，并遏制了流转价格的上涨。

当前，政府部门加快健全种粮农民收益保障机制，推动粮食等重要农产品价格保持在合理水平，统筹建立粮食产销区省际横向利益补偿机制等举措来提高种粮收益，促使农业经营者自发种粮。然而，政策间的协同性不足已经造成农地流转价格不合理上涨，不仅使得新型农业经营主体“非粮化”倾向增强，还引发了农民在转出部分农地之后所实施的“非粮化”种植行为。为此，可从如下几方面深化政策变革：

第一，提升政策协同性，强化激励性政策与约束性政策的目标相容。中国政府在早期通过多重支持和补贴政策，试图培育新型农业经营主体，以助力农业现代化建设。但地方政府执行不当造成

<sup>①</sup> 限于篇幅，稳健性检验1和2的模型估计结果未列出，留存备索。

的过度发展使得市场竞争过于激烈，要素市场发生扭曲，并加剧了农地“非粮化”。因此，一方面可以缩减针对新型农业经营主体的一般性补贴和奖励，将其转换为针对种粮行为或种粮规模的补贴和奖励，强化政策引导性。另一方面则应推动粮食生产功能区等约束性举措的实施，强化粮食生产的刚性约束。在此基础上，将新型农业经营主体的扶持和培育政策引入，形成激励性政策与约束性政策协同并举的格局，提升新型农业经营主体种粮的自发性、积极性与稳定性。

第二，坚持家庭经营基础性地位，发挥不同经营主体的比较优势。在现有的新型农业经营主体中，农民合作社和农业企业的“非粮化”倾向较强，这与其商业化经营和市场导向型特征紧密相关，也与其较强的融资能力和技术水平内在关联。就巩固国家粮食安全而言，农业家庭经营无疑是中国粮食安全内在维稳机制形成的重要保障。现有的农业社会化服务体系、农业家庭经营属性和农户自身的禀赋约束，都使得农业家庭经营与粮食生产高度契合。可以认为，家庭经营型主体是保障中国粮食安全的核心主体。因此，一方面，要激发家庭经营型主体的种粮积极性。加大由传统农户发展起来的种植大户和家庭农场的培育力度，强化对其种粮的政策性奖励。另一方面，要推进农业的转型升级与功能拓展。在限制性区域外，应该放活农民合作社和农业企业的发展，形成保障粮食安全大局下的多元化种植、多元化发展，激活现代农业发展动能。

第三，完善承包地经营权流转价格形成机制，确保农业要素市场良性发展。承包地经营权流转价格不合理上涨在抬高农业生产成本的同时，不仅会诱发“非粮化”问题，还可能造成经营者“弃田毁约”。更为严重的是，它会加速农业要素市场与产品市场的背离，诱发农业经营危机。因此，需要加快构建承包地经营权流转价格指导办法，各地区应根据本地实际情况，以及各类农作物种植中农地的边际贡献率，设定承包地经营权流转指导价格。同时，应加快构建农地流转平台竞价“熔断机制”，防止承包地经营权流转市场出现恶意抬价、盲目竞价，从而规避“弃田毁约”风险。农地的规范化流转、流转价格的相对稳定、交易契约的有效执行，是确保农业要素市场有序发育的三大抓手，必须“三管齐下”。

## Analysis of the Non-Grainization Effect of Cultivating New Agricultural Management Entities

QIU Tongwei<sup>1</sup>, LUO Biliang<sup>2</sup>

(1. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University;

2. National School of Agricultural Institution and Development, South China Agricultural University)

**Abstract:** Grain security is a major national strategy, but the policy measures aimed at developing moderate scale agricultural operations and promoting agricultural modernization by cultivating new agricultural management entities have shown a tendency to raise land rental prices and induce non-grainization. The results of this article show that the rapid development of new agricultural management entities under policy incentives and the competition for land transfer have led to a general increase in land transfer prices, thereby exacerbating the non-grainization. In addition, there is a U-shaped relationship between land rental prices and land abandonment, indicating that excessively high land rental prices may lead to the problem of “who will cultivate farmland”. Further evidence shows that competition among new agricultural management entities has reduced farmers’ enthusiasm for growing crops and exacerbated the trend of non-grainization in villages; Compared to professional large-scale farmers and family farms, farmers’ cooperatives and agricultural enterprises are

more likely to engage in “non grainization”. The policy of grain production functional zones has alleviated the problem of non-grainization caused by the cultivation of new agricultural management entities and curbed the rise in land rental prices. It is urgent to start from enhancing the synergy of agricultural policies, stimulating the enthusiasm of household management entities for grain production, and improving the mechanism for forming land rental prices, firmly grasping the initiative of food security.

**Key words:** New agricultural management entities; Non-grain production of farmland; Land rental prices; Policy synergy

## 附录

附表 1 变量定义与描述

| 变量            | 定义                         | 均值       | 标准差     |
|---------------|----------------------------|----------|---------|
| 村庄农地“非粮化”比例   | 村庄经济作物播种面积占农作物播种面积的比例      | 0.361    | 0.329   |
| 村庄农地流转价格      | 村庄当年农地流转价格 [千元/(亩·年)]      | 0.635    | 0.755   |
| 村庄农地闲置比例      | 村庄闲置农地占总农地的比例              | 0.064    | 0.222   |
| 村庄新型农业经营主体类型数 | 村庄当年存在新型农业经营主体的种类数         | 1.061    | 1.057   |
| 村庄新型农业经营主体数量  | 村庄当年存在新型农业经营主体的数量          | 3.143    | 3.963   |
| 村庄面积          | 村庄当年行政区划面积 (千平方公里)         | 0.497    | 9.346   |
| 村庄辖自然村数       | 村庄当年下辖自然村个数                | 7.528    | 8.638   |
| 村庄常住人口数       | 村庄当年具有的常住人口数 (千人)          | 1.838    | 1.999   |
| 村庄户籍人口数       | 村庄当年具有的户籍人口数 (千人)          | 2.080    | 1.606   |
| 村庄外出务工劳动力占比   | 村庄当年外出务工劳动力占总人口的比例         | 0.238    | 0.192   |
| 村庄存在少数民族      | 1=村庄有少数民族, 0=其他            | 0.465    | 0.499   |
| 村庄人均年收入       | 村庄当年居民人均年收入 (万元/人)         | 1.022    | 0.942   |
| 村庄集体资产规模      | 村庄当年村集体资产规模 (亿元)           | 0.177    | 2.672   |
| 村庄集体资产收益      | 村庄当年村集体资产收益 (亿元)           | 0.018    | 0.487   |
| 村庄农地面积        | 村庄当年拥有的农地总面积 (千亩)          | 3.517    | 4.208   |
| 村庄农地机械化水平     | 村庄当年整地、播种、收获环节的机械作业比例      | 0.620    | 0.365   |
| 村庄实施书记主任一肩挑   | 1=村庄实施书记主任一肩挑, 0=其他        | 0.515    | 0.500   |
| 村庄交通状况        | 1=村庄到所在县中心的路为柏油路, 0=其他     | 0.642    | 0.479   |
| 县域常住人口数       | 县域当年常住人口数 (万人)             | 64.619   | 40.207  |
| 县域乡村人口数       | 县域当年乡村人口数 (万人)             | 50.357   | 33.692  |
| 县域城镇就业人口数     | 县域当年城镇就业人口数 (万人)           | 3.735    | 4.977   |
| 县域乡村就业人口数     | 县域当年乡村就业人口数 (万人)           | 28.817   | 18.676  |
| 县域 GDP        | 县域当年全社会生产总值 (亿元)           | 248.841  | 295.388 |
| 县域第一产业 GDP    | 县域当年第一产业生产总值 (万元)          | 32.322   | 24.472  |
| 县域人均 GDP      | 县域当年人均全社会生产总值 (万元/人)       | 4.261    | 3.542   |
| 县域城镇居民人均可支配收入 | 县域当年城镇居民人均可支配收入 (万元/人)     | 2.544    | 0.997   |
| 县域乡村居民人均可支配收入 | 县域当年乡村居民人均可支配收入 (万元/人)     | 1.204    | 0.589   |
| 县域财政收入        | 县域当年财政总收入 (亿元)             | 16.457   | 26.842  |
| 县域财政支出        | 县域当年财政总支出 (亿元)             | 38.509   | 28.900  |
| 县域全社会固定资产投资   | 县域当年全社会固定资产投资额 (亿元)        | 206.388  | 252.927 |
| 县域规模以上工业企业数   | 县域当年拥有的规模以上工业企业数 (个)       | 157.286  | 256.357 |
| 县域年平均气温       | 县域当年平均气温 (摄氏度)             | 14.469   | 5.747   |
| 县域年平均降雨量      | 县域当年平均降雨量 (毫米)             | 1160.828 | 566.368 |
| 省级粮食类商品零售价格指数 | 省级当年粮食类商品零售价格指数 (上年为 100%) | 101.576  | 1.419   |
| 省级种植业生产价格指数   | 省级当年种植业生产价格指数 (上年为 100%)   | 101.702  | 4.561   |

附表 2 新型农业经营主体培育与新型农业经营主体流转农地占比的关系检验

| 变量            | 新型农业经营主体经营的农地占比  |                |
|---------------|------------------|----------------|
| 村庄新型农业经营主体类型数 | 0.195*** (0.019) |                |
| 村庄新型农业经营主体数量  | 0.061*** (0.014) |                |
| 控制变量          | 已控制              | 已控制            |
| 村庄固定效应        | 已控制              | 已控制            |
| 时间固定效应        | 已控制              |                |
| 常数项           | -3.806 (2.909)   | -2.102 (7.562) |
| 观测值           | 514              | 274            |

注：\*\*\*和\* 分别表示在 1%和 10%统计水平上显著；括号内为稳健标准误；新型农业经营主体经营农地占比变量仅有 2019 年和 2021 年的数据。